

貸出債権の流動化と銀行行動[※]：実証分析の試み

Structured Finance and Banking in Japan :Empirical analysis at this decade

池宮城 尚 也

【目 次】

- I. はじめに
- II. 市場型間接金融における債権流動化
- III. 実証分析の視座：推計期間，データ，理論仮説，推計方法・関数形
- IV. 推計結果 1：債権流動化と銀行貸出
- V. 推計結果 2：銀行貸出供給における債権流動化
- VI. おわりに

I. はじめに

本稿は、日本における債権流動化関連商品が銀行行動に与えている影響を、実証的に検討することを目的とする。債権の流動化には、信用リスクの移転をはじめとする様々なメリットが期待されるが、日本では市場が十分に育成されていないために、まだ実績が少ないことは周知の通りである。では、「実績が少ない」債権の流動化の現状は、定量的に、どう評価できるだろうか。日本銀行が大幅な金融緩和を続け、潤沢な資金供給を続けたにもかかわらず、銀行貸出が減り続けたこととは無関係なのか。以上が本稿の問題意識である。

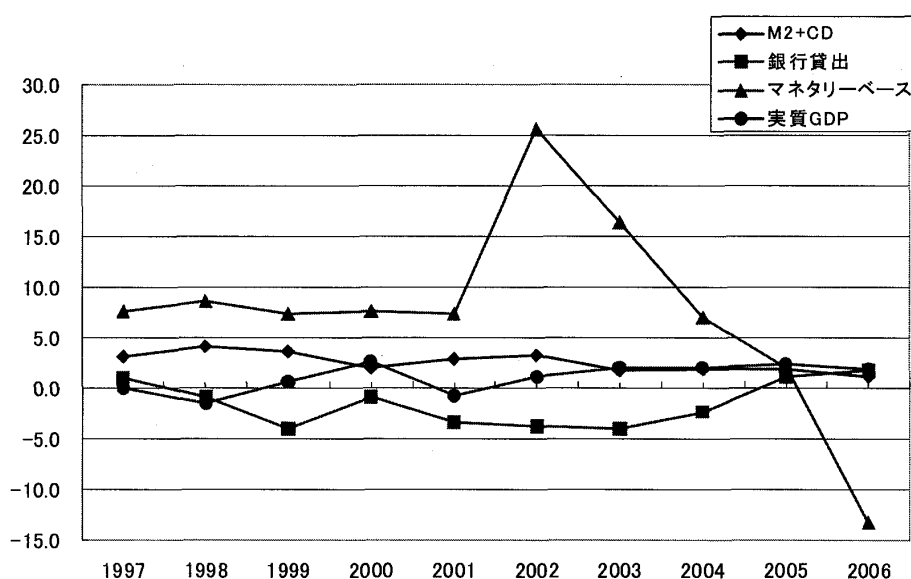
債権流動化の最も望ましい形は、それらが証券化商品として市場に流通することである。多くの先行研究は、貸出契約を組成している金融機関行動を対象としながら、貸手と借手の間の非対称情報に関するインプリケーションを検証している。貸出債権の証券化では、オリジネーターが劣後部分を引受け、外部投資家に売られる優先部分は、高い格付けが取得できるように商品設計がなされる。そのためには、「市場」と呼

ばれるだけの売買の「場」が整備され、外部投資家が参加している必要がある。だが、日本銀行の資金循環勘定に基づくと、家計による債権流動化関連商品の資産保有は皆無である。

本稿では、こうした現状を受けて、時系列分析と計量経済分析の推計手法を利用し、民間金融機関貸出の債権流動化と銀行の貸出行動について検討した。主要な結論は、貸出債権の流動化は地方銀行においてのみ、金融仲介機能に寄与している可能性がある、というものである。銀行部門の業態別に債権流動化と貸出の因果関係をテストしたところ、地方銀行と第二地方銀行では因果性が検出されたが、第二地方銀行の貸出供給関数の推計では有意な結果は検出されなかった。

本稿の構成は次の通りである。第Ⅱ節では、市場型間接金融における債権流動化関連商品の位置づけ、そして資金循環勘定における債権流動化関連商品の位置づけを確認する。第Ⅲ節では実証分析の視座について説明する。第Ⅳ節ではGrangerの因果関係の推計結果について、第Ⅴ節では銀行貸

図1 貨幣供給量と銀行貸出の動き 前年比 単位：％



(出所)日本銀行の金融経済統計月報をもとに作成。

出供給関数の推計結果についてそれぞれ検討する。第Ⅵ節では、結果をまとめるとともに、本稿の手法の問題点について述べる。

Ⅱ. 市場型間接金融における債権流動化

まず、図1で示される様な、銀行行動の概観に触れておきたい。最近の景気回復は銀行貸出が縮小する中で生じている。日本銀行の大幅な金融緩和を反映して、2001年から2004年にかけてマネタリーベースは異常なペースで増加している。しかし、マネーサプライ(M₂+CD)の伸び率は5%未満に止まり、貸出の伸び率はマイナスとなっている。日本銀行がゼロ金利を継続し、準備預金の枠を拡大しても、貸出は減り続けたのである。

このような状況下で市場型間接金融が注目を集めるようになった。

市場型間接金融とは個別の商品や技術ではなく、金融システムのあり方を規定する用語である。市場型間接金融の定義は次の

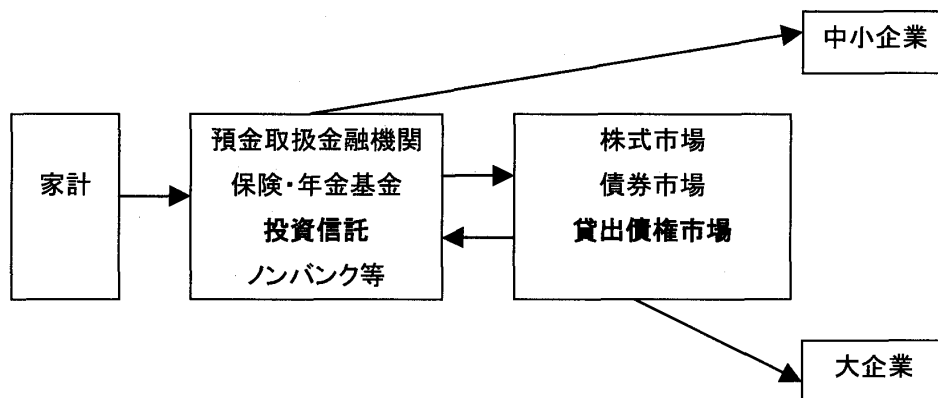
通りである⁽¹⁾。

市場型間接金融とは、最終的貸手が金融仲介機関の間接証券を購入することによって供給された資金が、(i)他の金融機関の市場型間接証券を通じて最終的借手へ、あるいは、(ii)他の金融仲介機関が既存証券を流動化することで生み出した市場型間接証券を通じてかつての最終的貸手へ、と流れる仕組みである。

この定義は金融システムの機能に基づいている。金融システムの機能とは、「資金仲介」機能、「流動化」機能の2つである。これら2つの機能は互いに密接に関連しており、厳密に二分できるものではない。そのため、両者の密接な関わりをも考慮して定義されている。

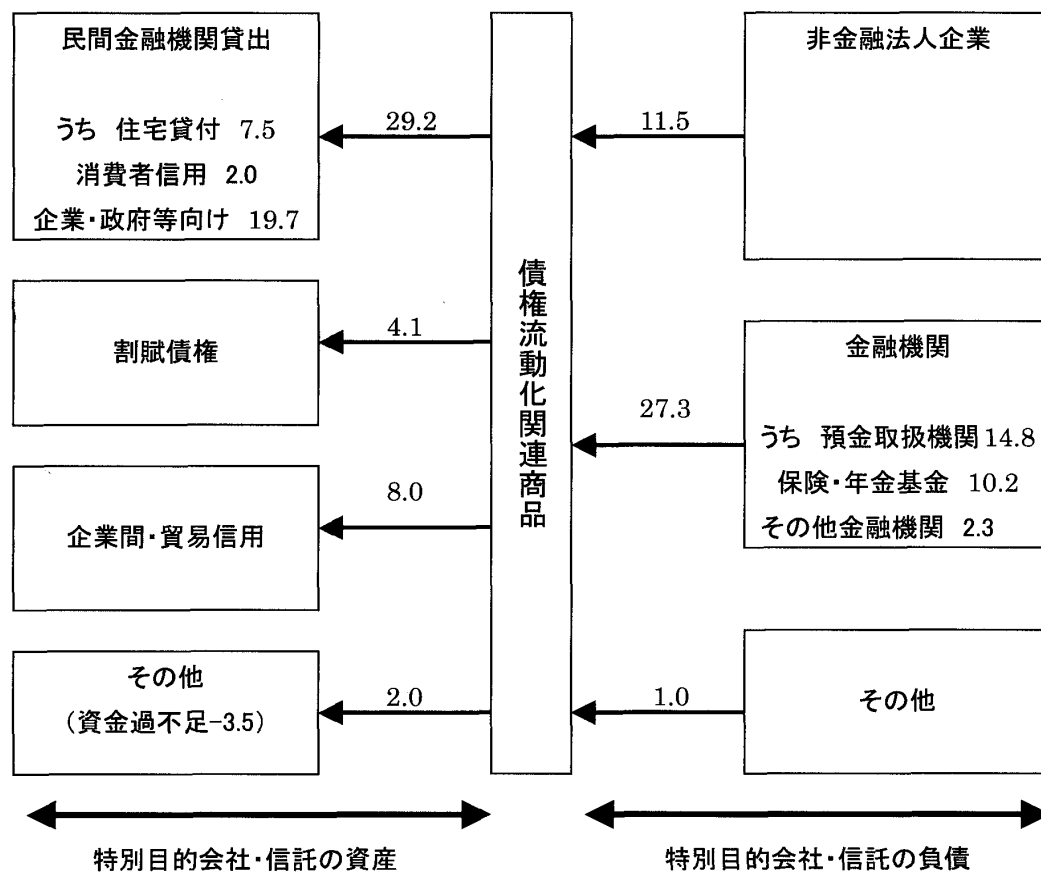
市場型間接金融(i)の典型として投資信託が考えられる。そして、本稿で検討する債権流動化関連商品は、市場型間接金融(ii)の典型として考えられる。金融システムの資金仲介・流動化機能における投資信

図2 金融システムの機能と市場型間接金融



(資料) Allen and Gale[7]のFigure15.2を参考に作成⁽²⁾。

図3 債権流動化関連商品を巡る資金循環(2007年3月末) 単位：兆円



(出所) 日本銀行の資金循環勘定(四半期計数, スtock)をもとに, 池尾・財務省[1]の図2-4を参考に
して作成⁽³⁾。

託・債権流動化関連商品の位置づけは、図2の様に図示できる。

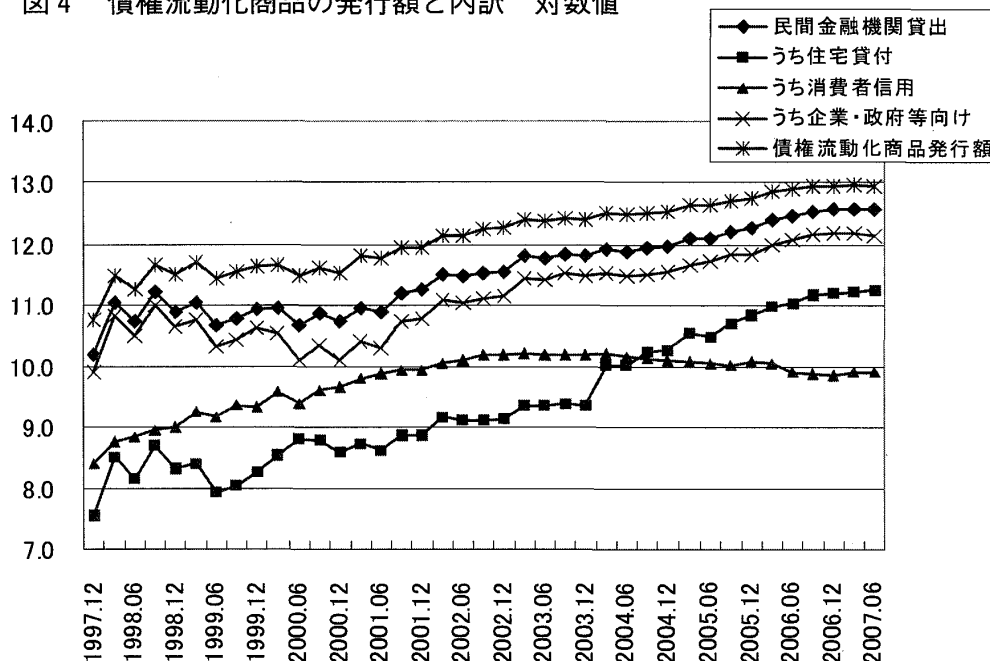
次に、日本銀行の資金循環勘定における債権流動化関連商品の動向を確認する。債権流動化関連商品は、全額が「債権流動化に係る特別目的会社・信託」を発行主体として計上されている。そして、流動化の対象となる債権の「各々」が「債権流動化に係る特別目的会社・信託」の資産項目に、流動化された債権の「総額」が「債権流動化に係る特別目的会社・信託」の負債項目に計上されている。流動化された債権が、どの主体に、どの程度保有されているかは、各主体の資産項目「債権流動化関連商品」に計上されている金額から把握できる。流動化された債権を保有する主体が、債権流動化関連商品への資金提供主体である。

2007年3月末の、債権流動化関連商品の発行額は39.8兆円である。流動化された債権は、民間金融機関貸出(住宅ローン、消費者ローン、企業融資等の流動化)が29.2兆円、割賦債権(リース債権等の流動化)

が4.1兆円、企業間・貿易信用(売掛債権の流動化)が8.0兆円となっている。民間金融機関貸出の内訳は、住宅貸付が7.5兆円、消費者信用が2.0兆円、企業・政府向け債権が19.7兆円である。流動化された債権を保有して資金が提供された金額は、非金融法人企業が11.5兆円、金融機関が27.3兆円となっている。金融機関の内訳は、預金取扱金融機関が14.8兆円、保険・年金基金が5.3兆円、その他金融機関が2.3兆円である。以上の資金循環は図3にまとめられている。

日本銀行の資金循環勘定(四半期計数、ストック)に債権流動化関連商品が計上されているのは1997年第4四半期からである。日本銀行の資金循環勘定(四半期計数、ストック)から観察できる、銀行行動と関わる債権流動化関連商品の推移が図4で示されている。債権流動化関連商品の発行総額と民間金融機関の貸出債権流動化、その内訳の企業・政府向け貸出債権は、ほぼ同様な傾向で推移し、増加している。他方で、住宅貸付の債権が増加する一方、消費者信

図4 債権流動化商品の発行額と内訳 対数値



(資料)日本銀行の資金循環勘定(四半期計数、ストック)

用の債権は減少している。

なお、内訳で確認した個別の流動化対象ごとに詳細分類した数値は、資金循環勘定から読み取ることができない⁽⁴⁾。

Ⅲ．実証分析の視座：推計期間、データ、理論仮説、推計方法・関数形

本節では、民間金融機関貸出の債権流動化が銀行の貸出行動に与える効果を実証する際の分析視座について、推計期間、データ、理論仮説、推計方法・関数形の順で説明する。

推計期間は、Grangerの因果関係(因果性)、貸出供給関数の回帰分析、ともに1997年第4四半期～2007年第2四半期(1997:Q4～2007:Q2)である。推計期間がこのようになったのは、民間金融機関貸出の債権流動化の四半期データを入手可能なのが1997年第4四半期以降であることによる。データは全て日本銀行が作成したものを利用する。具体的には、資金循環勘定における民間金融機関貸出の債権流動化、国内銀行の資産・負債項目における貸出金・預金・有価証券、そしてコールレート・貸出約定平均金利(ストック総合)である。

推計のサンプル期間が短い(サンプル数が少ない)に加えて、利用可能なデータの原数値には問題が多い。

第1は、1997年第4四半期を開始時期とする、銀行行動のデータを利用することによる。1997年第4四半期は、大手行の北海道拓殖銀行の破綻をはじめとする金融システム不安が発生した時期である。1997年第4四半期以降、図1で表される様に、景気動向とは独立して貸出残高が減少し続けている。従って、銀行貸出のデータを利用する際は金融仲介の機能不全が混入している

ことを前提としなければならない。

第2は、民間金融機関貸出の債権流動化について、個別の流動化対象ごと、銀行の業態ごとに詳細分類したデータがないことによる。そのために、推計の対象となる銀行行動が全銀行、都市銀行、地方銀行、第二地方銀行の何れであっても、1つの債権流動化のデータを利用しなければならない。さらに、民間金融機関貸出の債権流動化データでは、正常債権・不良債権の区別がされていない。従って、民間金融機関貸出の債権流動化データを利用する際は正常債権・不良債権の両方が含まれていることを前提としなければならない。

次に理論仮説について説明する。

証券化(債権流動化)に関する理論的な先行研究の多くは、原資産に関する私的情報を有するオリジネーターが劣後部分を自己保有することにより、証券化(資産流動化)商品発行時のマーケット・インパクトを緩和させることができることを明らかにしている。これらの理論モデルの基本的なアイディアはLeland and Pyle[13]に始まる。証券化(債権流動化)によるリスク移転を問題意識としたモデルとしてはOhashi[14]が、証券化(債権流動化)による流動性の移転を問題意識としたモデルとしてはDeMarzo and Duffie[8]が代表的である⁽⁵⁾。

だが、これらは「いかに売りやすい証券をつくるか」を問題意識とする証券デザイン(Security Design)の研究である。データとして利用する債権流動化関連商品が市場型取引で行われるとは限らず、また、家計による債権流動化関連商品の資産保有は皆無である。従って本稿の分析における理論仮説としては適さない。そこで、銀行の貸出債権流動化に関する逆選択の問題を分析した、Greenbaum and Thakor[11]

の着想を利用したい⁽⁶⁾。Gorton and Pennacchi[10]も銀行の貸出債権流動化に関する分析をしているが、そのアイデアは、証券デザインの代表的な先行研究に近い⁽⁷⁾。

Greenbaum and Thakor[11]の分析結果は次の通りである。①借手の収益分布について情報の非対称性が無く、金融当局による介入がないとき、銀行にとって、資金源としての預金と証券化は無差別である。②借手の収益分布について情報の非対称性があり、金融当局による介入がないとき、銀行は、貸出資産の優良部分の資金を証券化によって賄い、貸出資産の劣後部分の資金を預金によって賄う。③借手の収益分布について情報の非対称性があり、金融当局による預金保険や規制といった介入があるとき、貸出資産の優劣に関わらず、預金によってその資金を賄う。

最後に、推計方法・関数形について説明する。

推計したのは、時系列分析におけるVAR(ベクトル自己回帰)モデルを利用したGrangerの因果関係(因果性)、および民間金融機関貸出の債権流動化を説明変数に加えた銀行貸出供給関数の回帰方程式である。

Grangerの因果関係の検定は、時系列モデルで、ある変数(y)が他の変数(x)に影響を及ぼす、あるいは逆に影響しないという検定であり、他の条件を一定として $y(x)$ の過去の値が $x(y)$ の変動について説明力を持つか、あるいは全く説明力を持たないかで行なわれる⁽⁸⁾。民間金融機関貸出の債権流動化と銀行貸出の、Grangerの意味での因果関係を調べる。先述した通り、利用可能なデータの原数値には問題が多いため、Grangerの意味での因果関係の方向については仮説を予め設けずに推計結果を解釈し

たい。

民間金融機関貸出の債権流動化を説明変数に加えた銀行貸出供給関数、という単純な関数形を推計するのは、まず第1に利用可能なデータではリスク移転の分析まで踏み込めないことを理由とする。第2にGreenbaum and Thakor[11]の着想に基づいて実証分析をする場合、銀行貸出の説明変数(貸出のための資金)としての預金と債権流動化の代替性が問題意識となる、という理由に基づいている。

Grangerの因果関係、銀行貸出供給関数、ともに推計にあたっては、事前の検証として各変数の時系列特性(単位根)を調べた。単位根の検定は、VARモデルの推計に先立って必ず行なう必要がある。回帰分析においても、時系列データを利用する際には「見せかけの相関」検出を防ぐために不可欠の手順となっている。

IV. 推計結果1：債権流動化と銀行貸出

1997: Q4 から2007: Q2 の四半期データを用いてGrangerの因果関係を推計した。民間金融機関の貸出債権流動化商品(以下、貸出債権流動化と略す)と銀行貸出の間に、説明力を持つ関係が存在するのか、存在しないのか、を調べた。利用した変数は、貸出債権流動化($lnbankl$)、国内銀行貸出($lntloan$)、都市銀行貸出($lnbloan$)、地方銀行貸出($lnreloan$)、第二地方銀行貸出($lnrreloan$)で、全て対数値である。

事前の検証として、各変数の時系列特性(単位根)を調べた。各変数への単位根テストとして、ADF(Augmented Dickey-Fuller)テストを行なった。ADFテストでは、定数項のみを含む、定数項とトレンド

表1 単位根テストの結果：債権流動化関連商品，国内銀行貸出，業態別銀行貸出

変数	ADF	
	トレンドなし	トレンドあり
$\Delta^2 \text{Intloan}$	-3.282(7) *	-4.033(7) *
$\Delta^2 \text{Inbankl}$	-6.093(2) **	-5.953(2) **
$\Delta \text{Inbloan}$	-9.200 (0) **	-9.2875 (0) **
$\Delta^2 \text{Inreloan}$	-5.689(3) **	-5.641 (3) **
$\Delta^2 \text{Inrreloan}$	-3.754(6) **	-4.031(6) *

(注) **は1%水準で，*は5%水準で，それぞれ単位根が存在するという帰無仮説が棄却されることを示す。 Δ^2 は2回の階差を示す。()内はラグ。

表2 Grangerの因果性テスト：債権流動化関連商品と国内銀行貸出

1997: Q4～2007: Q2 Lags: 2 Obs: 35

帰無仮説	F値	P値
$\Delta^2 \text{Inbankl} \Rightarrow \Delta^2 \text{Intloan}$ の因果性なし	4.722	0.016
$\Delta^2 \text{Intloan} \Rightarrow \Delta^2 \text{Inbankl}$ の因果性なし	0.774	0.470

を含む，の2通りの検定を行なった。表1に示されているように，都市銀行貸出以外の変数は，1回の階差では帰無仮説は棄却されず，2回の階差をとった場合に単位根は棄却された。

最初に，貸出債権流動化と国内銀行貸出の間のGrangerの因果関係を推計した。ラグは，ここでは2期を選択した。ラグは11期まで推計可能だったが，3期以上のラグでは有意な結果が得られなかった⁽⁹⁾。表2が推計結果を報告している。まず，貸出債権流動化は国内銀行貸出にGrangerの意味での因果性はないという帰無仮説は5%水準で棄却されている(F値は4.722，P値は0.016)。一方で国内銀行貸出は貸出債権流動化にGrangerの意味での因果性はないという帰無仮説は棄却されない(F値は0.744，P値は0.470)。

次に，貸出債権流動化と業態別銀行貸出の間のGrangerの因果関係を推計した。表3が推計結果を報告している。ラグは，ここでも2期を選択した。2期を選択した理

由は国内銀行の推計と同様である。

都市銀行では，貸出債権流動化は都市銀行貸出にGrangerの意味での因果性はないという帰無仮説(F値は1.862，P値は0.173)は棄却されず，また都市銀行貸出は貸出債権流動化にGrangerの意味での因果性はないという帰無仮説(F値は0.297，P値は0.745)も棄却されない。

地方銀行では，貸出債権流動化は地方銀行貸出にGrangerの意味での因果性はないという帰無仮説は棄却されない(F値は0.279，P値は0.781)。一方で地方銀行貸出は貸出債権流動化にGrangerの意味での因果性はないという帰無仮説は1%水準で棄却されている(F値は5.550，P値は0.009)。

第二地方銀行(表3の地方銀行Ⅱ)では，貸出債権流動化は第二地方銀行貸出にGrangerの意味での因果性はないという帰無仮説は5%水準で棄却されている(F値は3.487，P値は0.044)。一方で第二銀行貸出は貸出債権流動化にGrangerの意味での因果性はないという帰無仮説は棄却されない

表3 Grangerの因果性テスト: 債権流動化関連商品と業態別銀行貸出

1997: Q 4 ~ 2007: Q 2 Lags: 2 Obs: 35

業態	帰無仮説	F値	P値
都市銀行	$\Delta^2 \ln bankl \Rightarrow \Delta \ln bloan$ の因果性なし	1.862	0.173
	$\Delta \ln bloan \Rightarrow \Delta^2 \ln bankl$ の因果性なし	0.297	0.745
地方銀行	$\Delta^2 \ln bankl \Rightarrow \Delta^2 \ln rloan$ の因果性なし	0.249	0.781
	$\Delta^2 \ln rloan \Rightarrow \Delta^2 \ln bankl$ の因果性なし	5.550	0.009
地方銀行 II	$\Delta^2 \ln bankl \Rightarrow \Delta^2 \ln rloan$ の因果性なし	3.487	0.044
	$\Delta^2 \ln rloan \Rightarrow \Delta^2 \ln bankl$ の因果性なし	0.332	0.720

表4 単位根テストの結果: 国内銀行貸出の説明変数

ADF		
変数	トレンドなし	トレンドあり
Δtsl_call	-7.943(0) **	-8.89(0) **
$\Delta^2 \ln tdepo$	-3.949(5) **	-3.841(5) *
$\Delta^2 \ln tbond$	-2.970(6) *	-2.798(6)

(注) **は1%水準で, *は5%水準で, それぞれ単位根が存在するという帰無仮説が棄却されることを示す。 Δ^2 は2回の階差を示す。()内はラグ。

(F値は0.332, P値は0.720)。

以上のGrangerの因果性テストの結果をまとめると, 次の3点を挙げることができる。

1. 貸出債権流動化の過去の値は国内銀行貸出の動きに説明力を持つ。
2. 地方銀行貸出の過去の値は貸出債権流動化の動きに説明力を持つ。逆に, 貸出債権流動化の過去の値は第二地方銀行貸出の動きに説明力を持つ。
3. 地方銀行と第二地方銀行の業態間で, 因果関係の方向が逆になっている。

V. 推計結果2: 銀行貸出供給における債権流動化

1997: Q 4 から 2007: Q 2 の四半期データを用い, 貸出債権流動化を説明変数に追加した, 国内銀行と地方銀行の貸出供給関数

を推計した⁽¹⁰⁾。

最初に, 国内銀行の貸出供給関数を推計した。推計方法はOLSである。国内銀行貸出($\ln tloan$)を被説明変数とし, 国内銀行貸出金利・コールスプレッド(tsl_call), 国内銀行預金($\ln tdepo$), 国内銀行債券(有価証券—株式: $\ln tbond$), 貸出債権流動化($\ln bankl$)を説明変数とした。国内銀行貸出金利・コールスプレッドの他は対数値である。第IV節ではテストしていない, 国内銀行貸出金利・コールスプレッド, 国内銀行預金, 国内銀行債券の単位根テストの結果を表4で示している。国内銀行貸出金利・コールスプレッドは1回の階差で, 国内銀行預金と国内銀行債券は2回の階差で単位根は棄却された。

推計結果は表5の通りである。説明変数に季節ダミー $dum1$ (第1四半期), $dum2$ (第2四半期), $dum3$ (第3四半期)を追加

表5 全国銀行の貸出供給関数(OLS)

1997: Q4 ~ 2007: Q2 Adj R²: 0.703 DW: 3.321 Obs: 37

変数	推計値	t 値		P 値	
		W修正なし	W修正あり	W修正なし	W修正あり
<i>c</i>	-0.002	-0.483	-0.452	0.633	0.654
Δtsl_call	-0.067	-1.990	-1.735	0.056	0.093
$\Delta^2 lntdepo$	0.391	2.316	3.150	0.028	0.004
$\Delta^2 lntbond$	-0.088	-2.351	-2.413	0.026	0.022
$\Delta^2 lnbankl$	-0.027	-3.100	-4.089	0.004	0.000
<i>dum1</i>	-0.015	-2.331	-2.458	0.027	0.020
<i>dum2</i>	-0.008	-1.402	-1.378	0.017	0.179
<i>dum3</i>	-0.022	2.936	2.742	0.006	0.010

表6 Engle-Granger 検定: 全国銀行の貸出供給関数

検定方法	ラグ	残差	
ADF	0	t 値	-14.039
		P 値	0.000
	1	t 値	-5.516
		P 値	0.000

して推計した。また、分散不均一による誤った仮説検定の採択を防ぐため、Whiteの修正による *t* 値と *P* 値の推計結果もあげている。

貸出供給関数の推計結果を述べる前に、その誤差項が定常であるかどうかを調べる共和分検定(Engle-Granger検定)の結果を表6で報告しておく⁽¹¹⁾。推計に利用する各変数が非定常であっても(単位根を有していても)、誤差項が定常な共和分関係が存在すれば、推計結果の計数の有意性を考察する際に *t* 値に基づく判断が有効となる。推計に利用した変数の中で、国内銀行債券が2回の階差をとっても非定常の可能性があるので、共和分検定は不可欠である。表6の結果によれば、誤差項の単位根がある帰無仮説は棄却される。国内銀行の貸出供給関数は共和分関係にあると判断できる。

国内銀行預金・国内銀行債券・貸出債権流動化の、主要な変数の係数は、全て5%未満で有意である。国内銀行貸出金利・コールスプレッドの係数がマイナスになっているのは、日本銀行の大幅な金融緩和(スプレッドの拡大)にもかかわらず国内銀行貸出が減少し続けたことを反映している。表5の推計結果の中では、貸出債権流動化の統計的な有意性が最も高い(*t* 値が最も大きい)ものの、正しい符号は得られていない。国内銀行貸出の減少要因として債券流動化商品が作用したことを示唆している。

次に、地方銀行の貸出供給関数を推計した。推計方法はOLSである。地方銀行貸出(*lnreloan*)を被説明変数とし、地方銀行貸出金利・コールスプレッド(*resl_call*)、地方銀行預金(*lnredepo*)、地方銀行債券(有価証券—株式：*lnrebond*)、貸出債権

表7 単位根テストの結果：地方銀行貸出の説明変数

変数	ADF	
	トレンドなし	トレンドあり
Δres_call	-6.607(0) **	-7.447 (0) **
$\Delta^2 lnredepo$	-3.989(6) *	-4.049(6) **
$\Delta lnrebond$	-5.417 (1) **	-6.504(1) **

(注) **は1%水準で、*は5%水準で、それぞれ単位根が存在するという帰無仮説が棄却されることを示す。 Δ^2 は2回の階差を示す。()内はラグ。

表8 地方銀行の貸出供給関数(OLS)

1997: Q4 ~ 2007: Q2 Adj R²: 0.811 DW: 2.621 Obs: 37

変数	推計値	t 値		P 値	
		W修正なし	W修正あり	W修正なし	W修正あり
c	-0.002	-0.456	-0.444	0.652	0.661
Δres_call	-0.027	-1.158	-1.090	0.256	0.285
$\Delta^2 lnredepo$	0.543	3.012	2.570	0.005	0.016
$\Delta lnrebond$	-0.069	-0.992	-0.881	0.330	0.386
$\Delta^2 lnbankl$	0.016	2.296	2.345	0.029	0.026
$dum1$	-0.017	-2.335	-2.294	0.027	0.029
$dum2$	-0.008	-1.209	-1.178	0.236	0.248
$dum3$	0.040	3.777	3.255	0.001	0.003

表9 Engle-Granger検定：地方銀行の貸出供給関数

検定方法	ラグ	残差	
ADF	0	t 値	-8.052
		P 値	0.000
	1	t 値	-4.919
		P 値	0.000

流動化($lnbankl$)を説明変数とした。地方銀行貸出金利・コールスプレッドの他は対数値である。第IV節ではテストしていない、地方銀行貸出金利・コールスプレッド、地方銀行預金、地方銀行債券の単位根テストの結果を表7で示している。地方銀行貸出金利・コールスプレッドと国内銀行債券は1回の階差で、国内銀行預金は2回の階差

で単位根は棄却された。

推計結果は表8の通りである。ここでも、説明変数に季節ダミー $dum1$ (第1四半期)、 $dum2$ (第2四半期)、 $dum3$ (第3四半期)を追加して推計し、Whiteの修正によるt値とP値の推計結果もあげている。

共和分検定(Engle-Granger検定)の結果を表9で報告している。地方銀行の貸出供

給関数の推計では、推計に利用した変数の全てが定常である。そのため、表9で示されるような共和分関係の証明は、表8の推計結果を、より支持するものとなる。

表8の推計結果に触れる前に、地方銀行貸出は推計期間中、減少することなく推移していたことを述べておく⁽¹²⁾。推計結果は、地方銀行預金の係数は1%未満で有意、貸出債権流動化の係数は5%未満で有意となり、係数はともに正しい符号となった。推計結果から、貸出資金としての預金・債権流動化の代替性が検出できたと言える。但し、その程度は微小である⁽¹³⁾。

国内銀行貸出と地方銀行貸出の、回帰分析の結果をまとめると、次の3点を挙げることができる。

1. 債権流動化は、国内銀行貸出が減少した要因として説明力が高い。
2. 債権流動化は、微小ながらも資金として地方銀行貸出に寄与している。
3. 債権流動化は、微小ながらも地方銀行の貸出資金として預金との代替性を持つ。

VI. おわりに

本稿では、貸出債権流動化と銀行貸出関連のデータを、時系列分析(Grangerの因果関係)と計量経済分析(OLS)に適用した。

推計結果は、次のようにまとめられる。

貸出債権流動化は、国内銀行(全業態)の貸出に対してマイナスに影響した。景気動向と独立して国内銀行貸出が減少していたことを考慮すると、減少傾向にあった国内銀行貸出が、貸出債権流動化によって、さらに減少に向かったと言える。貸出債権流動化の過去の値が国内銀行貸出に対して説明力を持ち(Grangerの因果関係より)、貸出債権流動化による資金が国内銀行貸出の

マイナス要因であること(OLSより)がその理由である。

地方銀行貸出の過去の値が貸出債権流動化の動きに説明力を持つこと(Grangerの因果関係より)は、貸出債権流動化の原資産として、地方銀行貸出が機能していたと解釈できる。また、貸出債権流動化が地方銀行貸出のプラス要因であること(OLSより)は、地方銀行貸出が減少せずに推移していたことを考慮すると、その資金源として機能していたと解釈できる。機能した原債権が正常債権、不良債権のどちらであるかは、利用したデータからは推測できない。また、地方銀行貸出のOLSでは、貸出資産の優良部分を債権流動化で、劣後部分を預金で賄うというGreenbaum and Thakor[11]の着想に結びつく推計結果が得られたが、推計期間において指名債権譲渡による不良債権の流動化の割合が大きいこと踏まえると、単純に受け止めることはできない⁽¹⁴⁾。

最後に、本稿の手法の問題点を述べておく⁽¹⁵⁾。

まず第1に、小標本の特性を考慮した推計手法ではないことである。多くの推計手法はサンプルが十分に大きいことを前提としているため、この意味で本稿の手法は頑健性が弱い。これらは、特にGrangerの因果性テストの結果が「Lags: 2」となっているところに表れている。第2に、利用するデータで、1回の階差をとった Δ 変数と2回の階差をとった Δ^2 変数が混在するときの推計手法を吟味していないことである。単位根検定についても、1回の階差でデータが定常化する可能性にまで踏み込んでいない。第3に、変数間の同時性の問題を処理できる操作変数法(IV法)やGMMではなく、計量経済分析の中で最も単純なOLS

を利用していることである。推計の対象には、債権流動化と銀行貸出という2つの需給があるため、同時性を考慮する方が適切である。

以上の事項をはじめとする問題点があるが、利用可能なデータが限られている中で、貸出債券流動化と銀行行動の実証分析を試みたところに、本稿の意義があると考えている。

【注】

* 本研究は、沖縄国際大学平成18年度特別研究費による研究助成を受けている。記して感謝の意を表したい。

(1) 池尾・財務省偏[1], pp.61-63.

(2) Allen and Gale[7], p.472.

(3) 池尾・財務省[1], p.40.

(4) そもそも、流動化商品についてのフォーマルな統計自体が存在しない状況にあり、各種の公表情報等をもとに集計・推計したデータを各金融機関で作成しているのが現状のようである。池尾・財務省[1], p.41.

(5) 井坂・大橋・斉藤[2]は、これら先行研究の着想に基づいて実証分析を行っている。

(6) Greenbaum and Thakor[11]の分析は、今日の銀行行動モデルをサーベイしたFreixas and Rochet[9]で、「リレーショナルシップ取引と証券化」の代表的なモデルとして紹介されている。

(7) Gorton and Pennacchi[10]が明らかにしたのは、誘因両立制約を満たす契約を銀行(売り手)と投資家(買い手)の間で成立することができれば、銀行による劣後部分の自己保有がシグナルとなってモラルハザードを解消し、債権流動化商品に市場性を与える、というものである。なお、銀行貸出

の逆選択・モラルハザードと債権流動化については、深浦[3]で詳細に検討されている。

(8) Grangerの因果関係(因果性)は、ラグ $y(x)$ が $x(y)$ を説明するために役に立つことを意味している。日常用語で使う因果関係とは異なる。混同を避けるために「Grangerの意味で」という形容詞がつけられる。

(9) Grangerの因果性テストに利用するVARモデルのラグの選択は、一般に、AIC基準(Akaike's information criterion)を最小にする長さに基づく。だが、本節の推計では、ラグが長くなるほどAICは小さくなった。

(10) 都市銀行と第二地方銀行についても貸出供給関数の推計を行なったが、有意な結果は得られなかった。

(11) Engle-Granger検定は、誤差項に関するADF検定である。

(12) 日本銀行による地方銀行の資産・負債等(銀行勘定)を参照されたい。

(13) 2007年3月現在、地方銀行貸出の140兆円超、地方銀行預金の200兆円弱という規模に比べ、債権流動化は30兆円弱である。

(14) 日本銀行の貸出債券市場取引動向を参照されたい。

(15) 問題点として取りあげた事項については、松浦・マッケンジー[4]、宮尾[5]、Hayashi[12]を参照されたい。

《参考文献》

[1] 池尾和人・財務省財務総合政策研究所編著『市場型間接金融の経済分析』日本評論社、2006年。

[2] 井坂直人・大橋和彦・斎藤誠「ABS市場における劣後引受の役割」, 林文夫編『金融の機能不全 経済制度の実証

- 分析と設計 第2巻』勁草書房, 第7章, 2007年, pp.187-222。
- [3] 深浦厚之「金融システムとしての証券化」経営と経済, 第80巻第1号, 2000年, pp.41-63。
- [4] 松浦克己／コリン・マッケンジー『EViewsによる計量経済分析：実践的活用法と日本経済の実証分析』東洋経済新報社, 2001年。
- [5] 宮尾龍蔵『マクロ金融政策の時系列分析』日本経済新聞社, 2006年。
- [6] 柳川範之『法と企業行動の経済分析』日本経済新聞社, 2006年。
- [7] Allen, F., and Gale, D., *Comparing Financial Systems*, The MIT Press, 2000.
- [8] DeMarzo, P., and Duffie, D., "A Liquidity-Based Model of Security Design," *Econometrica*, Vol.67, 1999, pp.65-99.
- [9] Freixas, X., and Rochet, J. C., *Microeconomics of Banking*, The MIT Press, 1997.
- [10] Gorton, B., and Pennacchi, G., "Banks and Loan Sales : Marketing Non-Marketable Assets," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 35, 1995, pp.389-411.
- [11] Greenbaum, S. I., and Thakor, A. V., "Bank Funding Modes : Securitization versus Deposits", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 11, 1987, pp.379-401.
- [12] Hayashi, F., *Econometrics*, Princeton University Press, 2000.
- [13] Leland, H. E., and Pyle, D., "Informational asymmetries, financial structure, and financial intermediation," *Journal of Finance*, Vol. 32, 1977, pp.371-387.
- [14] Ohashi, K., "Security Innovation on Several Assets under Asymmetric Information," *The Japanese Economic Review*, Vol. 50, 1999, pp. 75-95.